

# **IAB** *Werkstattbericht*

Diskussionsbeiträge des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit

**Ausgabe Nr. 5 / 22.4.2000**

*Regionalisierung der Arbeitsmarktpolitik*

## **Verbleibsquoten von ABM-Teilnehmern in Eingliederungsbilanzen**

*Dieter Vollkommer*



**Bundesanstalt für Arbeit**

*Regionalisierung der Arbeitsmarktpolitik*

# Verbleibsquoten von ABM-Teilnehmern in Eingliederungsbilanzen

## Vorwort

Im ersten Teil des Berichts wird dargelegt, wie durch die Einführung des Dritten Buches Sozialgesetzbuch (SGB III) Entscheidungskompetenzen der Arbeitsmarktpolitik vor Ort gestärkt werden können. Dezentralisierung und Regionalisierung sollen danach zu verbesserter Effektivität der Maßnahmen beitragen. Gleichzeitig wurde den Arbeitsämtern mit der Eingliederungsbilanz ein Instrument an die Hand gegeben, mit dem sie in einheitlicher Form darlegen müssen, wie die Mittel für aktive Arbeitsmarktpolitik ausgegeben und welche (Brutto-)Ergebnisse erzielt wurden. Als Erfolgsindikator dient die Verbleibsquote, anhand der gemessen wird, welcher Anteil der Maßnahmeabgänger sich innerhalb von sechs Monaten nicht wieder arbeitslos gemeldet hat.

Um die unterschiedlichen Ergebnisse vergleichbar zu machen, wird zunächst der Einfluss der Rahmenbedingungen regionaler Arbeitsmärkte und der Teilnehmerkomposition auf die Wiedereingliederung „herausgerechnet“. Empirische Basis des regressionsanalytischen Modells ist der Verbleib von rund 132.000 ABM-Teilnehmern, die in der Zeit von Oktober 1998 bis März 1999 ihre Maßnahme beendeten.

Im Ergebnisteil wurde für die gesamte Bundesrepublik ein zufriedenstellendes Bestimmtheitsmaß von 0,459 ermittelt. Dies besagt, dass rund 46% der Variation der Verbleibsquoten durch das Modell erklärt werden. Die Chance, im Anschluss an ABM nicht arbeitslos zu sein, ist in städtischen Regionen geringer als in ländlichen und eine fortgeschrittene Tertiarisierung beeinträchtigt die Wiedereingliederung der Teilnehmer. In allen untersuchten Modellen deutet sich ein negativer Zusammenhang der Erklärungsvariable „Beschäftigungsentwicklung“ mit der Verbleibsquote an. Demnach wurden in einer Region mit günstiger Beschäftigungsentwicklung tendenziell mehr ABM-Abgänger nach der Maßnahme arbeitslos. Dieses auf den ersten Blick unplausible Ergebnis bedarf weiterer Untersuchungen.

Anschließend wurden die neuen und die alten Bundesländer getrennt betrachtet. Dabei wurden für den Westen die Gesamtergebnisse bestätigt, woraus gefolgert werden kann, dass eine Analyse der Bundesrepublik aufgrund der größeren Fallzahlen vom Westen dominiert wird. Eine Untersuchung der neuen Bundesländer wird durch die geringe Zahl von nur 34 Arbeitsamtsbezirken erschwert.

Eine Diskussion der Eingliederungsbilanz und ein Ausblick auf weitere Forschungsaktivitäten runden den Beitrag ab.

# Gliederung

## 1. Überblick

## 2. Eingliederungsbilanz – Ausgestaltung und Hintergründe

## 3. Die Datengrundlage

- 3.1 Die Verbleibsquote nach Arbeitsfördermaßnahmen
- 3.2 Die Erklärungsvariablen
  - 3.2.1 Rahmenbedingungen der regionalen Arbeitsmärkte
  - 3.2.2 Anteile der besonders förderungsbedürftigen Personengruppen – Komposition der austretenden Teilnehmer
  - 3.2.3 Weitere Erklärungsvariablen

## 4. Methodischer Ansatz

## 5. Ergebnisse

- 5.1 Grundsätzliche Überlegungen
- 5.2 Modellergebnisse der multiplen Regression
- 5.3 Exkurs: Die veröffentlichten Verbleibsquoten

## 6. Zusammenfassender Ausblick

Literaturverzeichnis

*Besonderer Dank für wertvolle Anregungen und fruchtbare Diskussionen gebührt Dieter Blaschke, Uwe Blien, Christian Brinkmann und Franziska Hirschenauer.*

*Der Anfang ist die Hälfte des Ganzen.  
Aristoteles*

## 1. Überblick

„Ende des 3./Anfang des 4. Quartals dieses Jahres werden die Arbeitsämter die Eingliederungsbilanzen für ihren Bereich nach Beschluß durch die örtlichen Verwaltungsausschüsse veröffentlichen und soweit notwendig erläutern. Es ist Aufgabe der Dienststellen, sich mit den Bilanzergebnissen – auch im Vergleich mit anderen Ämtern – auseinanderzusetzen. (...) Aus Vergleichsdaten können Erkenntnisse gewonnen werden, die der eigenen Standortbestimmung und der Ausrichtung der eigenen Arbeitsmarktaktivitäten dienen.“<sup>1</sup> Mit diesen Worten schließt der erläuternde Teil der ersten Veröffentlichung der Bundesanstalt für Arbeit (BA) zur Eingliederungsbilanz 1998. Sie legt dort, für die Bundesebene und nach West und Ost getrennt, die Förderergebnisse der aktiven Arbeitsmarktpolitik dar, wie sie aus der Eingliederungsbilanz zu entnehmen sind. Die jeweiligen Förderleistungen der lokalen Arbeitsämter lagen zu diesem Zeitpunkt noch nicht veröffentlicht vor. Die regionalen Eingliederungsbilanzen sind von enormer Bedeutung, da sie den Arbeitsämtern die Möglichkeit geben, die von ihnen durchgeführten Maßnahmen der Arbeitsmarktpolitik zu überprüfen und in einen überregionalen Kontext zu stellen.

Die vorliegende Untersuchung wurde wesentlich durch die Vorarbeiten von Blaschke und Nagel angeregt.<sup>2</sup> Sie untersuchten, inwieweit Teilnehmer an Fortbildung und Umschulung<sup>3</sup> der Jahre 1995 und 1996 nach Beendigung der Maßnahme nicht wieder im Leistungsbezug standen. Damit unterschied sich zwar die Datengrundlage von der der Eingliederungsbilanz. Es hatte aber den Vorteil, „dass man sich (...) ganz dem Versuch widmen“<sup>4</sup> konnte. Die wesentlichen Ergebnisse waren, dass die Unterschiede in der Verbleibsquote zwischen den westlichen Arbeitsämtern maßgeblich durch die Teilnehmerzusammensetzung und im weiteren durch die regionale Arbeitsmarktsituation bestimmt werden. Die Varianzaufklärung beträgt bis über 60%, der Rest kann durch das angewendete Modell nicht „erklärt“ werden.<sup>5</sup>

Mittlerweile liegt die erste Eingliederungsbilanz vor und es ist möglich, weitergehende Analysen mit den ersten „echten“ Zahlen anzustellen. Besonderes Augenmerk verdienen die allgemeinen Maßnahmen zur Arbeitsbeschaffung (ABM), da sie mit einem Ausgabevolumen von 7,442 Mrd. DM und einem durchschnittlichen Teilnehmerbestand von 244.244 im Jahr 1998 nach der Förderung der beruflichen Weiterbildung das wichtigste Instrument aktiver Arbeitsmarktpolitik sind.

Im folgenden werden Ergebnisse vorgestellt, die die Analyse der ABM-Austritte des Zeitraumes Oktober 1998 bis März 1999 ergaben. Sie verdeutlichen die besonderen Schwierigkeiten, die sich ergeben können, wenn lokale Verbleibsergebnisse für ABM in einen überregionalen Kontext gestellt werden. Als Hauptproblem ist die Herstellung der Vergleichbarkeit zwischen den Regionen zu sehen.

---

<sup>1</sup> Bundesanstalt für Arbeit (1999a), S.13.

<sup>2</sup> Vgl. Blaschke/Nagel (1999).

<sup>3</sup> Seit Einführung des SGB III werden Maßnahmen dieses Bereichs als Förderung der beruflichen Weiterbildung (FbW) bezeichnet.

<sup>4</sup> Blaschke/Nagel (1999), S.185.

<sup>5</sup> Vgl. Blaschke/Nagel (1999), S.199.

Eine hinreichende Vergleichbarkeit hinsichtlich ihrer Ausgangsbedingungen ist notwendig, da die Wirksamkeit der Arbeitsmarktpolitik wesentlich von den Gegebenheiten auf den jeweiligen regionalen Arbeitsmärkten abhängt. Nur wenn vergleichbare Rahmenbedingungen vorherrschen, macht ein Vergleich der in der Eingliederungsbilanz ausgewiesenen Förderergebnisse Sinn. Aus dem Erlaß<sup>6</sup>, mit dem die Eingliederungsbilanzen eingeführt wurden, gehen einige (wesentliche) Indikatoren hervor, anhand derer Arbeitsamtsbezirke mit ähnlicher Arbeitsmarktlage und -dynamik zu identifizieren sind. Der Erfolg der Arbeitsmarktpolitik wird jedoch nicht nur von der regionalen Arbeitsmarktlage bestimmt, sondern auch von der Struktur der Teilnehmer. Die Maßnahmeteilnehmer werden dementsprechend in der Eingliederungsbilanz nach relevanten Merkmalen erfaßt. Es gilt jedoch sowohl für die Rahmenbedingungen als auch für die Teilnehmerkomposition, dass in weitergehenden Untersuchungen zu klären sein wird, inwiefern auch andere Faktoren die Wiedereingliederung Arbeitsloser beeinflussen.

Deutlich wird bereits an dieser Stelle, dass es eine vollständige Vergleichbarkeit nicht geben kann, da nicht zu erwarten ist, dass es Arbeitsamtsbezirke gibt, die sich hinsichtlich aller relevanten Kenngrößen voll entsprechen.

Um den Arbeitsämtern dennoch zu ermöglichen, ihre relative Position zu ermitteln, wurden verschiedene Arbeiten durchgeführt. So wurde von Hirschenauer (1999) die Grundlage geschaffen, Arbeitsamtsbezirke anhand von sechs Regionalindikatoren in Gruppen einzuteilen. In gewissem Maß sind diese Cluster zwar in sich immer noch heterogen, doch bilden sie die beste Zusammenstellung von Regionen unter den erfaßten realen Gegebenheiten. So wird weitestgehend sichergestellt, dass durch räumliche Unterschiede hervorgerufene Effekte nicht der Arbeitsmarktpolitik zugerechnet werden.

Da ein Zielkonflikt zwischen Zielgruppenorientierung und Eingliederungserfolg besteht,<sup>7</sup> muß bei der Beurteilung der Arbeitsmarktpolitik berücksichtigt werden, inwieweit die „besonders förderungsbedürftigen Personengruppen“<sup>8</sup> in den Maßnahmen repräsentiert waren.

Um diesen Forderungen Rechnung zu tragen, wurden aggregierte Daten über den Verbleib von ABM-Teilnehmern der Monate Oktober 1998 bis März 1999 herangezogen und um Angaben zur Teilnehmerkomposition ergänzt. Die arbeitsmarktlichen Rahmenbedingungen wurden durch die Indikatoren berücksichtigt, die auch Hirschenauer verwendete. In dieser Ex-post-Analyse war es möglich, die entsprechenden Daten für das Jahr 1998 heranzuziehen und so größtmögliche zeitliche Nähe von Rahmenbedingung und Erfolg der Arbeitsmarktpolitik zu erzielen. **Die Ergebnisse zeigen, dass knapp die Hälfte der Streuung der Verbleibsquoten durch die regionalen Rahmenbedingungen des Arbeitsmarktes und die jeweilige Teilnehmerkomposition zu erklären ist.**

---

<sup>6</sup> Vgl. Bundesanstalt für Arbeit (1999b).

<sup>7</sup> Vgl. Blaschke/Plath/Nagel (1992), S.399; Buttler/Emmerich (1995), S.69.

<sup>8</sup> § 11 Abs. 2 SGB III.

## 2. Eingliederungsbilanz – Ausgestaltung und Hintergründe

Das SGB III, das seit 1998 die Arbeitsförderung regelt, verfolgt u.a. das Ziel, die Entscheidungskompetenzen vor Ort zu stärken. Den Arbeitsämtern wird die Möglichkeit gegeben, auf Besonderheiten der regionalen Arbeitsmärkte zu reagieren und im Rahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik einen angemessenen Instrumentenmix einzusetzen. Diese Freiheiten werden insbesondere durch den neu geschaffenen Eingliederungstitel eingeräumt. Er legt das Gesamtvolumen fest, das den Arbeitsämtern für Ermessensleistungen der aktiven Arbeitsmarktpolitik zur Verfügung steht, ohne jedoch den Umfang einzelner Leistungen zu bestimmen. Bei der Verteilung der Mittel wird nach einem Schlüssel vorgegangen, der im wesentlichen auf einem Arbeitsmarktindikator beruht.<sup>9</sup> Dieser „außerordentlich große Spielraum“<sup>10</sup> erfordert Transparenz über den Mitteleinsatz. Als Gegenstück zum Eingliederungstitel hat der Gesetzgeber der Arbeitsverwaltung ein neuartiges Instrument an die Hand gegeben: Die Eingliederungsbilanz verlangt von den Arbeitsämtern darzulegen, wie sie die Eigenverantwortlichkeit nutzen und welche Erfolge erzielt werden konnten. Natürlich kann eine Eingliederungsbilanz kein Instrument sein, das abschließend alle Wirkungen der Arbeitsmarktpolitik erfaßt.<sup>11</sup> So werden beispielsweise nur Bruttowerte<sup>12</sup> angegeben, ohne mögliche Mitnahme-, Entzugs- oder Substitutionseffekte zu berücksichtigen. Dies ist jedoch auch nicht die Intention der Eingliederungsbilanz. Vielmehr sollen im Sinne eines Monitoring<sup>13</sup> der Grad der Zielerreichung laufend dokumentiert, Entscheidungsgrundlagen geliefert und insbesondere die Möglichkeit zu Vergleichen mit anderen Dienststellen eröffnet werden.

Arbeitsamtsbezirke und die dort durchgeführte Arbeitsmarktpolitik anhand der Eingliederungsbilanz zu vergleichen, ist aber nur sinnvoll, soweit die verglichenen Arbeitsmärkte „ähnlich“ sind. Mit dem Einföhrungserlaß zur Eingliederungsbilanz wurde den Arbeitsämtern eine Liste mit jeweils „ähnlichen“ Vergleichsämtern geliefert. Die Methode der Clusteranalyse erlaubte für die alten Bundesländer neun und für die neuen Bundesländer drei Gruppen zu bilden, die hinsichtlich der konstituierenden Merkmale jeweils die bestmögliche Zusammenstellung liefern. Eine gewisse Heterogenität ist dennoch gegeben, so dass es auch innerhalb der Cluster „ähnlichere“ und weniger ähnliche Arbeitsamtsbezirke gibt.<sup>14</sup>

Die Eingliederungsbilanzen beinhalten verschiedene Merkmale, anhand derer Vergleiche vorgenommen werden können. So wird der Mitteleinsatz erfaßt und es können sowohl der Grad der Mittelausschöpfung als auch die Auszahlungen<sup>15</sup> je Teilnehmer für das einzelne Instrument belegt werden.

---

<sup>9</sup> Vgl. Blien (1998), S.674ff.

<sup>10</sup> Voß-Gundlach (1997), S.24.

<sup>11</sup> Einen Überblick über Ziele, Vorgehensweise und Komplexität einer Wirkungsanalyse für arbeitsmarktpolitische Instrumente liefern Mertens/Reyher/Kühl (1988), S.343ff.

<sup>12</sup> Vgl. Brinkmann (1999), S.10.

<sup>13</sup> Vgl. Auer/Kruppe (1996), S.4, die auch darauf hinweisen, dass die Erklärung von Zielerreichung nicht Gegenstand des Monitoring ist, sondern der Evaluation zufällt.

<sup>14</sup> Zur Clusteranalyse und den gebildeten Clustern vgl. Hirschenauer (1999), die darauf hinweist, „dass derzeit noch offen bleiben muß, inwieweit mit den gewählten Typisierungsmerkmalen die wichtigsten Einflußgrößen der regionalen Wiedereingliederung erfaßt werden“ (S.175).

<sup>15</sup> Gelegentlich wird davon gesprochen, dass „Kosten“ erfasst würden (Bundesanstalt für Arbeit (1999b), S.3f). Dies ist im (betriebs-)wirtschaftlichen Sinne ebenso unpräzise wie „Aufwendungen“ (Bundesanstalt für Arbeit (1999a), S.10f; Voß-Gundlach (1997), S.25). Tatsächlich werden nur die unmittelbaren Auszahlungen für das jeweilige Instrument aufgeführt. Eine umfassende (makroökonomische) Betrachtung der eingesetzten Mittel ist bei der gegenwärtigen Datenlage nicht möglich.

Weiterhin werden die Zielgruppenorientierung und die Rahmenbedingungen des jeweiligen Arbeitsmarktes<sup>16</sup> erfaßt. Diese Faktoren haben großen Einfluß auf die wohl wichtigste Kennzahl: die Verbleibsquote. Sie ist deshalb so bedeutsam, weil sie einprägsam und aussagekräftig wirkt und somit den durch die Gesetzesbegründung gewünschten Wettbewerb<sup>17</sup> forciert. Daneben eignet sie sich scheinbar besonders gut, um in eine Rangreihe gebracht zu werden und dann den „Sieger“ zu bestimmen.<sup>18</sup> Da sich aber die Bedingungen auf den regionalen Arbeitsmärkten stark unterscheiden, kann dieses Vorgehen nicht zu validen Ergebnissen führen. Vielmehr müssen die tatsächlichen Verhältnisse vor Ort einbezogen werden, da beispielsweise ein dominierender Großbetrieb oder eine ungünstige Infrastruktur massive Auswirkungen auf die Wirksamkeit der Arbeitsmarktpolitik haben können.

### 3. Die Datengrundlage

#### 3.1 Die Verbleibsquote nach Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen

Nach dem derzeitigen Entwicklungsstand kann der vom Gesetzgeber geforderte Nachweis „Aufnahme einer Beschäftigung“ für die Eingliederungsbilanz nicht geliefert werden, da die datentechnischen Voraussetzungen noch nicht geschaffen sind. Ersatzweise wird als positiver Verbleib erfaßt, wer zum Stichtag - sechs Monate nach Maßnahmeaustritt - nicht arbeitslos gemeldet ist. Mithin ergibt sich die Verbleibsquote für Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen aus

$$\frac{\text{Personen, die sechs Monate nach dem individuellen Austritt nicht arbeitslos gemeldet sind} \cdot 100}{\text{Gesamtzahl der Austritte}}$$

Wegen der Sechs-Monats-Frist liegen die offiziellen Verbleibsdaten erst Anfang Juli des Folgejahres vor.

In der hier vorgelegten Analyse mußte eine Einschränkung hingenommen werden. Die Veröffentlichung der Bundesanstalt für Arbeit für das Jahr 1998 umfaßt nur die ABM-Austritte von Oktober bis Dezember des Jahres. Wegen des verkürzten Betrachtungszeitraumes konnten aber nur verhältnismäßig wenige Austritte beobachtet werden, was zu einer unzuverlässigen Datengrundlage führte.<sup>19</sup> Deshalb wurde auf interne Daten zurückgegriffen, die zusätzlich zu den veröffentlichten auch die Austritte der Monate Januar bis März 1999 erfassen, wodurch sich der Betrachtungszeitraum verdoppelt. Dennoch sind in einzelnen Arbeitsamtsbezirken die Austrittszahlen so klein, dass eine sinnvolle Auswertung nicht möglich ist. Deshalb wurde ein Arbeitsamtsbezirk dann nicht in die Analyse einbezogen, wenn weniger als 10 Austritte registriert worden waren. Dies war in Freising, Tauberbischofsheim,

<sup>16</sup> Eingliederungsbilanzen werden für - administrativ abgegrenzte - Arbeitsamtsbezirke erstellt. Daher kann nicht notwendigerweise davon ausgegangen werden, dass zugleich ein Arbeitsmarkt erfaßt wird. Besser geeignet wären Raumeinheiten, die insbesondere Pendlerverflechtungen widerspiegeln können. Eine funktionale Raumlagerung - beispielsweise im Sinne der Arbeitsmarktregionen - würde das Problem begrenzen. Eine Umrechnung der Arbeitsamtsbezirke auf Arbeitsmarktregionen ist bei der gegebenen Datenlage für Eingliederungsbilanzen nicht möglich. Zur Problematik geeigneter räumlicher Analyseseinheiten vgl. Hirschenauer (1999), S. 170 und die dort angegebene Literatur.

<sup>17</sup> Vgl. Bundesanstalt für Arbeit (1999b), Anlage 1, S.1

<sup>18</sup> Vgl. Blaschke/Nagel (1999), S.186, die hierzu weitere Kritik üben.

<sup>19</sup> Vgl. hierzu auch die Ausführungen im Exkurs des Kapitels 5.3

Ulm und Ludwigsburg der Fall, so dass diese Bezirke nicht berücksichtigt werden konnten.<sup>20</sup> Daneben mußte auch der Arbeitsamtsbezirk Lüneburg aus der Analyse herausgenommen werden, da die Angaben zum Anteil der Langzeitarbeitslosen an den Maßnahmeaustritten mit 0% unplausibel erschienen.

**Abbildung 1** (Seite 9) zeigt die Bruttoverbleibsquoten in kartographischer Darstellung. Die Arbeitsamtsbezirke, die nicht in die Analyse einbezogen werden konnten, sind mit weißer Grundfarbe hinterlegt. Die Klassen werden durch den Minimalwert von 19,9% im Arbeitsamtsbezirk Dessau und den Höchstwert in Villingen-Schwenningen mit 81,4% begrenzt. Sie wurden dahingehend gebildet, dass sie jeweils die gleiche Spannweite haben.

Es zeigt sich zum einen, dass in der überwiegenden Zahl von Arbeitsamtsbezirken eine Verbleibsquote zwischen 35,3% und 50,6% erzielt wurde. Diese 82 Arbeitsamtsbezirke liegen eher in der mittleren bis nördlichen Bundesrepublik, wohingegen im südlichen Teile tendenziell bessere Verbleibsquoten verzeichnet werden konnten. In die Bewertung ist jedoch einzubeziehen, dass hier weniger ABM eingesetzt wurden. Dies wird auch dadurch deutlich, dass die wegen zu geringer Teilnehmerzahlen ausgeschlossenen Bezirke alle im Süden liegen.

## 3.2 Die Erklärungsvariablen

Entsprechend der Arbeit von Blaschke und Nagel<sup>21</sup> und den im Einführungserlass geforderten Kennzahlen, werden zwei Gruppen von Erklärungsvariablen verwendet: (1) Die Rahmenbedingungen der regionalen Arbeitsmärkte und (2) die Anteile der besonders förderungsbedürftigen Personengruppen an der Gesamtzahl der Teilnehmer.

### 3.2.1 Rahmenbedingungen der regionalen Arbeitsmärkte

Zur Erfassung der Rahmenbedingung auf den regionalen Arbeitsmärkten wurde zunächst auf die Indikatoren zurückgegriffen, die auch Hirschenauer für die Bildung der Cluster verwendete.

Dazu werden für alle Arbeitsamtsbezirke alle Einzelwerte für folgende Merkmale bzw. Variablen herangezogen:

- Einwohnerdichte 1997
- Beschäftigtenanteil im tertiären Sektor 1998
- Unterbeschäftigungsquote 1998
- Durchschnittliche Dauer der Arbeitslosigkeit 1998
- Einstellungsrate im Zeitraum Juli 1997 bis Juni 1998
- Beschäftigungsentwicklung im Zeitraum Juli 1997 bis Juni 1998.

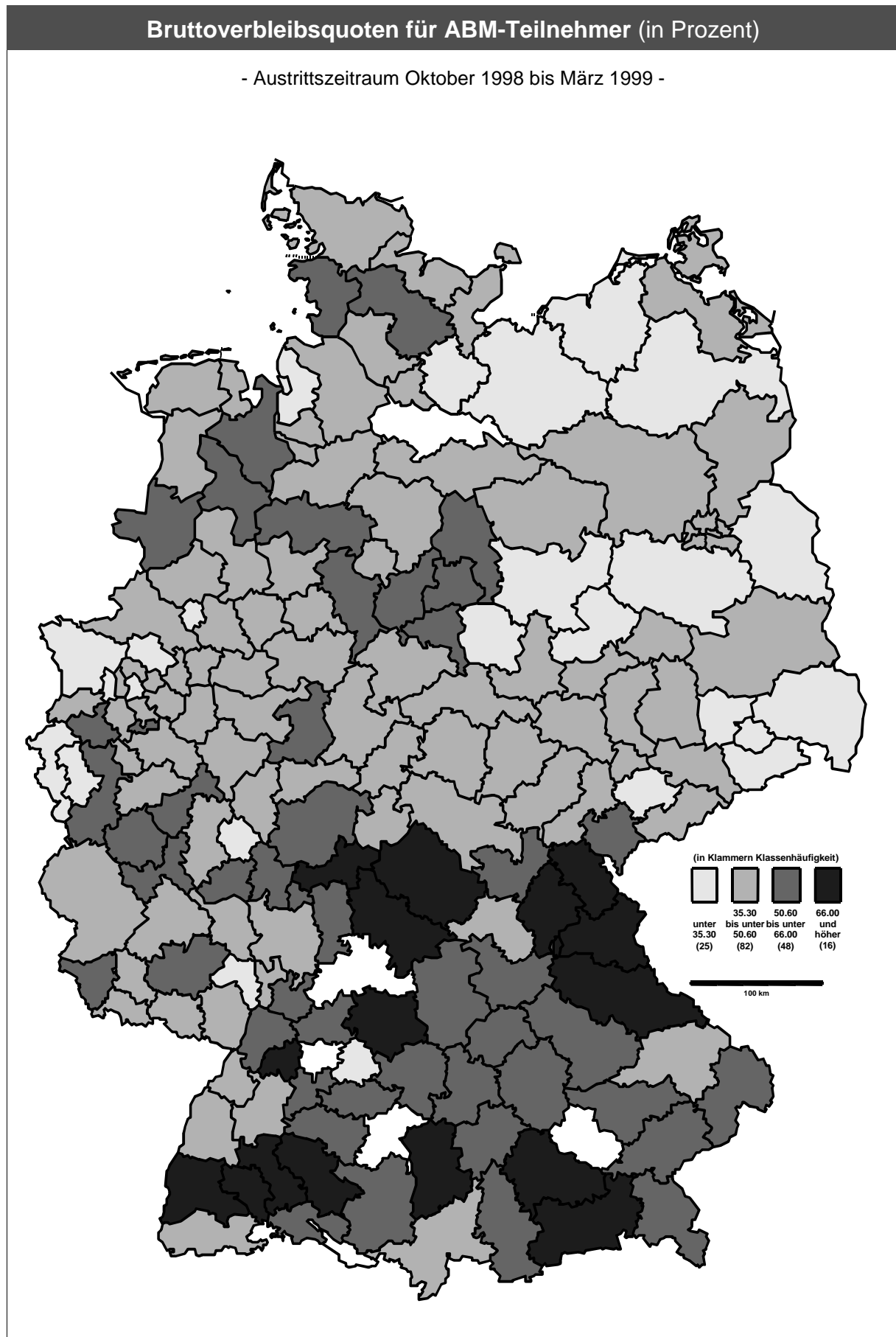
---

<sup>20</sup> Unstrittig ist, dass Verbleibsquoten für Austritte von nur wenig über 10 ebenfalls mit Vorsicht zu betrachten sind. Eine Ausweitung der Grenze hätte die zu berücksichtigenden Arbeitsamtsbezirke jedoch weiter reduziert.

<sup>21</sup> Blaschke/Nagel (1999), S.188 verweisen auf verschiedene Untersuchungen, die die Hypothese untermauern, dass in den Rahmenbedingungen und der Teilnehmerzusammensetzung die wesentlichen Einflussgrößen für die Verbleibsquote liegen.



Abbildung 1



Die regionale Unterbeschäftigungsquote erfaßt das nicht am ersten Arbeitsmarkt nachgefragte Arbeitsangebot. Sie berücksichtigt neben den Arbeitslosen auch die Teilnehmer an aktiver Arbeitsmarktpolitik und ist definiert durch

$$\frac{\text{Zahl der Arbeitslosen} + \text{ABM-Teilnehmer} + \text{SAM-Teilnehmer} + \text{Teilnehmer an FbW} + \text{Vollzeitäquivalent der Kurzarbeit}}{\text{zivile abhängige Erwerbspersonen} + \text{Teilnehmer an FbW}}$$

Es bestand somit die Möglichkeit, den Verbleibsquoten die Werte für die Rahmenbedingungen gegenüberzustellen, die aufgrund ihrer zeitlichen Nähe den größten Einfluß haben. Insoweit ist eine höhere Aktualität als in den bisherigen Veröffentlichungen der Bundesanstalt gegeben.<sup>22</sup>

### 3.2.2 Anteile der besonders förderungsbedürftigen Personengruppen – Komposition der austretenden Teilnehmer

*Tabelle 1* zeigt für alle Arbeitsamtsbezirke Minimal-, Mittel- und Maximalwerte jener Variablen, die in der Eingliederungsbilanz erfaßt sind. Wegen der starken Pendlerverflechtungen empfiehlt es sich, die sechs Berliner Arbeitsamtsbezirke zu einer Raumeinheit zusammenzufassen.

*Tabelle 1*

#### Anteile der ABM-Austritte Oktober 1998 bis März 1999 nach Kompositionsmerkmalen alte und neue Bundesländer und Berlin

|                                 | West<br>(n = 30737 in 141 AA-Bezirken) |            |      | Ost<br>(n = 94328 in 34 AA-Bezirken) |            |      | Berlin<br>(n = 7252) |
|---------------------------------|--|------------|------|--------------------------------------|------------|------|----------------------|
|                                 | Min                                    | Mittelwert | Max  | Min                                  | Mittelwert | Max  |                      |
| Anteil der Langzeitarbeitslosen | 0,31                                   | 0,80       | 1,00 | 0,76                                 | 0,88       | 0,99 | 0,80                 |
| Anteil der Schwerbehinderten    | 0,00                                   | 0,07       | 0,30 | 0,01                                 | 0,03       | 0,09 | 0,05                 |
| Anteil der Älteren              | 0,00                                   | 0,18       | 0,59 | 0,26                                 | 0,36       | 0,49 | 0,31                 |
| Frauenanteil                    | 0,03                                   | 0,31       | 0,70 | 0,46                                 | 0,56       | 0,65 | 0,52                 |

Die Arbeitsamtsbezirke weisen eine sehr unterschiedliche Struktur der ABM-Austritte auf. Wie aus *Tabelle 1* hervorgeht, sind die Spannweiten zwischen Minimal- und Maximalwert in den Variablen beträchtlich. Es ist aber zu berücksichtigen, dass Extremwerte, wie 0,00 oder 1,00, auch durch sehr geringe Fallzahlen hervorgerufen sein können. Dies gilt insbesondere für die alten Bundesländer; die in der weiteren Analyse eliminierten Arbeitsamtsbezirke sind hierbei unbedeutend. Auffallend ist, dass bei den Werten keine deutlichen Unterschiede zwischen alten und neuen Bundesländern auszumachen sind. Die Spannweite in den neuen Bundesländern ist tendenziell geringer, was einerseits durch die geringere Zahl an Arbeitsamtsbezirken verursacht sein könnte, andererseits aber auch als durchgängig gute Zielgruppenorientierung interpretierbar ist. Der etwas höhere Mittelwert beim Frauenanteil spiegelt den im Osten höheren Anteil der Frauen an den Arbeitslosen wider.

<sup>22</sup> Die Clustereinteilung für die Eingliederungsbilanzen des Jahres 1998 wurde auf Grundlage der Werte für 1996 und 1997 vorgenommen. Inwieweit die Raumtypisierung im Zeitablauf stabil ist, kann derzeit noch nicht beurteilt werden, so dass der zusätzliche Erkenntnisgewinn durch die verbesserte Aktualität nicht abzuschätzen ist.

Die austretenden Teilnehmer werden in der Eingliederungsbilanz so differenziert nach ihren Strukturmerkmalen erfasst, dass Aussagen über den Anteil

- der Langzeitarbeitslosen,
- der Älteren,
- der Schwerbehinderten und
- der Frauen

an der Gesamtzahl der Austritte möglich sind.<sup>23</sup>

Von diesen Variablen dürfte ein wesentlicher Einfluß auf die (Nicht-)Arbeitslosigkeit von Teilnehmern im Anschluß an die Maßnahme ausgehen.<sup>24</sup>

### 3.2.3 Weitere Erklärungsvariablen

Um der Frage nachzugehen, ob neben den unmittelbar aus der Eingliederungsbilanz hervorgehenden Erklärungsvariablen noch andere Größen Einfluß auf den Verbleib von ABM-Teilnehmern in den Regionen ausüben, wurden

- die „Accommodation Rate“ für ABM,
- die Dauer der Maßnahme und
- der jahresdurchschnittliche Bestand an offenen Stellen bezogen auf den Jahresdurchschnitt an Arbeitslosen

versuchsweise in die Analyse aufgenommen.

Die „Accommodation Rate“ beschreibt die Teilnehmerzahl in einer bestimmten Maßnahme bezogen auf die Unterbeschäftigung. Sie liefert somit eine Maßzahl zur Intensität des Einsatzes arbeitsmarktpolitischer Instrumente auf den regionalen Arbeitsmärkten.<sup>25</sup> Sie wurde als Jahresdurchschnittswert für das Jahr 1998 berechnet.

Die durchschnittliche „Dauer der Maßnahme“ wird im Rahmen der Eingliederungsbilanz erfaßt. In der Bundesrepublik lag die durchschnittliche Dauer einer AB-Maßnahme in dem betrachteten Zeitraum von Oktober 1998 bis März 1999 bei 8,9 Monaten,<sup>26</sup> wobei eine erhebliche Streuung zu beobachten ist. So war 14,1 Monate der längste und 4,8 Monate der kürzeste verzeichnete Durchschnittswert.

Zu den Rahmenbedingungen regionaler Arbeitsmärkte zählt der jahresdurchschnittliche Bestand an gemeldeten Offenen Stellen. Da dieser Wert allein jedoch eher einen Indikator für die Größe des Arbeitsmarktes darstellt, wurde eine Kennzahl gebildet, die die Offenen Stellen in Relation zu den Arbeitslosen setzt. Sie entspricht dem Anteil der Arbeitslosen, der theoretisch im Jahresdurchschnitt 1998 sofort Offene Stellen hätte besetzen können.

Prima facie ist diesen Variablen eine Bedeutung für den Verbleib von ABM-Teilnehmern zuzumessen. Der Beitrag dieser Merkmale für die Modellschätzung wird im Kapitel 5 diskutiert.

---

<sup>23</sup> Das Merkmal der Berufsrückkehrer/innen wird zwar in der Eingliederungsbilanz erfaßt, wurde hier jedoch nicht aufgeführt, da diese Gruppe nur 0,9% aller ausgetretenen Teilnehmer umfaßt.

<sup>24</sup> Blaschke/Nagel (1999), S. 190 berücksichtigten zusätzlich den Aussiedleranteil und den Anteil der Personen, die zuletzt als Nichtfacharbeiter beschäftigt waren. Diese Daten stellt die Eingliederungsbilanz nicht zur Verfügung.

<sup>25</sup> Vgl. Calmfors/Skedinger (1995), S.94.

<sup>26</sup> Vgl. Bundesanstalt für Arbeit (1999a), S.22; zur Berechnung der Variable S.17.

## 4. Methodischer Ansatz

Im folgenden wird der Frage nachgegangen, inwieweit die tatsächliche Verbleibsquote der ABM-Teilnehmer von der abweicht, die bei der vorherrschenden Arbeitsmarktsituation und der gegebenen Teilnehmerzusammensetzung zu erwarten gewesen wäre. Dem erreichten Verbleibswert wird also ein Referenzwert gegenübergestellt und die Abweichung gemessen.

Die geeignete statistische Methode zur Ermittlung des Referenzwertes ist die multiple Regressionsanalyse. Sie ermöglicht die Beziehung zwischen mehreren Prädiktorvariablen und einer Kriteriumsvariable – der Verbleibsquote – zu analysieren. Gesucht wird die lineare Kombination unabhängiger (erklärender) Variablen, für die die Summe der quadrierten Abweichungen der vorhergesagten Verbleibsquote vom Gesamtmittelwert der tatsächlich beobachteten Verbleibsquote minimal wird. Würden alle Abweichungen vom Mittelwert durch die jeweiligen Rahmenbedingungen des Arbeitsmarktes und die Teilnehmerkomposition hervorgerufen, könnte die Regression die Verbleibsquote abschließend „erklären“. Andernfalls ergeben sich Residuen, die alle nicht erfaßten Effekte „auffangen“ und Hinweise auf die Existenz regionaler Spezifika liefern.

Die Schätzgleichung einer multiplen linearen Regression hat die Form:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + \dots + \beta_n X_{in} + \varepsilon_i$$

Dabei stellt  $Y_i$  die Verbleibsquote im Arbeitsamtsbezirk  $i$  dar; die  $X$  stehen für die erklärenden Variablen und  $\varepsilon_i$  für das sich in  $i$  ergebende Residuum.

Welche erklärenden Variablen in das Modell aufzunehmen sind, läßt sich einerseits aus den Vorgaben des Gesetzes bzw. des Erlasses ableiten, andererseits sind weitere Variablen aufzunehmen, für die einschlägige Theorien eine hinreichende Grundlage liefern. Ziel muß es sein, das Modell korrekt zu spezifizieren, d.h. nicht zu viele oder zu wenige erklärende Variablen einzubeziehen. Wird dieses Ziel nicht erreicht, können sich verzerrte, inkonsistente oder ineffiziente Schätzer ergeben.

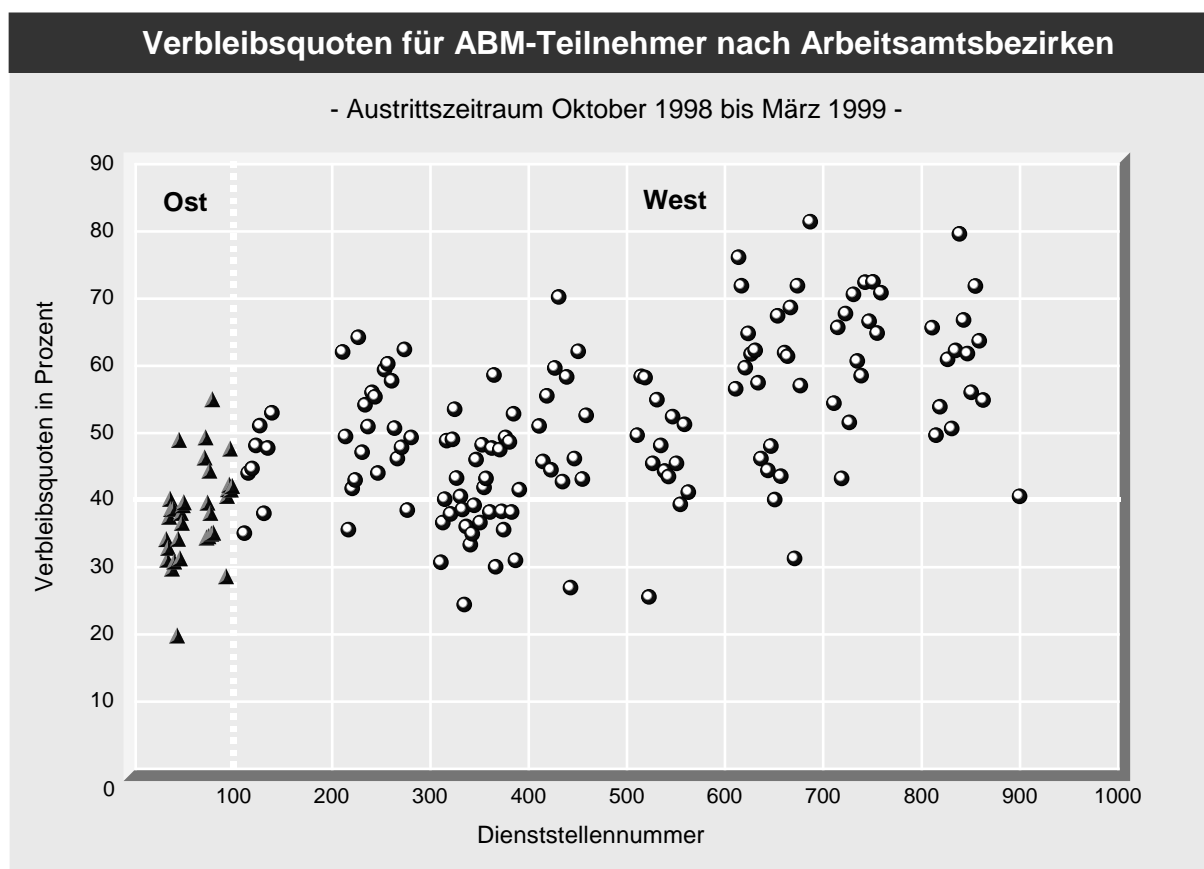
## 5. Ergebnisse

Es werden die Überlegungen dargestellt, die zu dem präferierten Modell führten, und es wird anhand von Modifikationen die Güte des Modells verdeutlicht.

### 5.1 Grundsätzliche Überlegungen

Zunächst wird auf eine Trennung neuer und alter Bundesländer verzichtet. Zwar ist der Arbeitsmarkt der Bundesrepublik insbesondere beim Niveau der Unterbeschäftigung gespalten. Der Vergleich von Quoten erlaubt jedoch eine gemeinsame Betrachtung, da die unterschiedliche Intensität des Maßnahmeeinsatzes in Ost und West die Analyse nicht beeinflusst.<sup>27</sup> Eine getrennte Betrachtung wäre zudem dann durchzuführen, wenn die Verteilung der Verbleibsquoten über die Arbeitsamtsbezirke in Ost und West zweigipflig wäre und sie sich nicht überschneiden.<sup>28</sup> Wie aus **Abbildung 2** hervorgeht, ist dies bei dem hier zugrundeliegenden Datensatz nicht gegeben, so dass die Analyse für das gesamte Bundesgebiet durchgeführt werden kann.

Abbildung 2



<sup>27</sup> Es könnte argumentiert werden, dass das Niveau des Maßnahmeeinsatzes Einfluß auf die Verbleibsquoten hat und somit Arbeitsamtsbezirke mit relativ vielen Maßnahmeaustritten nicht mit Ämtern mit geringen Fallzahlen zu vergleichen sind. Dieser Aspekt wird bei der Vorstellung der untersuchten Modelle aufgegriffen und diskutiert.

<sup>28</sup> Vgl. Blaschke/Nagel (1999), S. 192.

**Abbildung 2** zeigt auf der Ordinate die Bruttoverbleibsquoten für die Arbeitsamtsbezirke in Ost und West, während auf der Abszisse die Bezirke nach ihren Dienststellennummern abgetragen sind.<sup>29</sup> Die vertikale Trennlinie verdeutlicht die Regionen in den neuen Bundesländern, für die Dienststellennummern kleiner 100 maßgeblich sind und rechts davon die Arbeitsamtsbezirke in den alten Bundesländern. Zwar liegen erhebliche Unterschiede in den Verbleibsquoten für ABM-Teilnehmer vor. Die unterschiedlichen Arbeitsmarktbedingungen in Ost und West sind dafür aber nicht die alleinige Ursache. Verdeutlicht wird dies zusätzlich durch die horizontale Linie, die die durchschnittliche Verbleibsquote in der Bundesrepublik Deutschland (40,02%) repräsentiert. Sowohl in Ost als auch in West erzielen zahlreiche Ämter bessere oder auch ungünstigere Werte als im Bundesdurchschnitt.

Auf die vorhergehende Argumentation aufbauend, lassen sich für eine gemeinsame Betrachtung von alten und neuen Bundesländern auch statistisch-methodische Überlegungen anführen, wonach bei getrennter Betrachtung eine Untersuchung nur für die alten Bundesländer vorgenommen werden kann. Denn die geringe Zahl der Raumeinheiten in den neuen Bundesländern liefert eine für regressionsanalytische Untersuchungen unzureichende Datenbasis.

Nicht zuletzt kann angeführt werden, dass eine gemeinsame Betrachtung der Intention des Gesetzes folgt. Der Forderung des §11 Abs.2 SGB III nach Vergleichbarkeit der Eingliederungsbilanzen, wird - soweit derzeit möglich - durch die Einbeziehung der Strukturvariablen Rechnung getragen. Darüber hinaus grenzt das Gesetz den Vergleich der Arbeitsamtsbezirke nicht auf die alten bzw. die neuen Bundesländer ein.

Zur Kontrolle werden abschließend separate Rechnungen für Ost und West durchgeführt.

## 5.2 Modellergebnisse der multiplen Regression

Ausgangspunkt der vorliegenden Analyse war ein Modell, das sich sehr eng an den Vorgaben des Gesetzes und des Eingliederungserlasses orientiert. In Modell 1 wurden alle sechs Variablen aufgenommen, die auch für die Einteilung der Cluster herangezogen wurden: Einwohnerdichte, Anteil der Beschäftigten im tertiären Sektor, Unterbeschäftigungsquote, Dauer der Arbeitslosigkeit, Einstellungsrate und Beschäftigungsentwicklung. Um die Auswirkungen der Teilnehmerzusammensetzung auf die Verbleibsquote zu erfassen, wurden die Maßnahmeaustritte differenziert nach ihrer Struktur in das Modell aufgenommen. Zunächst fanden alle aus der Eingliederungsbilanz verfügbaren Größen Berücksichtigung: Männeranteil, Anteil der Älteren, Anteil der Schwerbehinderten und Anteil der Langzeitarbeitslosen.<sup>30</sup> **Tabelle 2** (Seite 14) zeigt die Ergebnisse der multivariaten Analyse für die Bundesrepublik Deutschland. Der Erklärungsbeitrag dieser zehn Variablen beträgt bei den 171 berücksichtigten Arbeitsämtern<sup>31</sup> knapp 40% der Varianz. Allerdings sind sechs der integrierten Variablen auf einem Niveau von 0,10 nicht signifikant und nur der Beschäftigtenanteil im tertiären Sektor, die Unterbeschäftigungsquote und der Schwerbehindertenanteil liefern ein auf dem Niveau von 0,05 signifikantes Ergebnis.

<sup>29</sup> Der Eintrag bei der Dienststellennummer 900 steht für die Raumeinheit, die die zusammengefaßten sechs Arbeitsamtsbezirke Berlins repräsentiert.

<sup>30</sup> Auf die Berücksichtigung der „Berufsrückkehrer/innen“ wurde wegen der geringen Fallzahlen –für die Bundesrepublik beträgt ihr Anteil im Betrachtungszeitraum 0,9%- verzichtet.

<sup>31</sup> Das Gebiet der Bundesrepublik Deutschland ist in 181 Arbeitsamtsbezirke aufgeteilt. Für diese Analyse beträgt die Grundgesamtheit jedoch 176, da die sechs Berliner Bezirke zu einer Dienststelle zusammengefaßt wurden. Weitere fünf Arbeitsamtsbezirke mußten ausgeschlossen werden, da die Austrittszahlen zu gering waren oder die erklärenden Variablen unplausible Angaben enthalten (vgl. S.7/7).

Tabelle 2

**Multiple Regression der Verbleibsquoten für ABM-Teilnehmer des Austrittszeitraumes 10.98 bis 03.99 (Bundesgebiet)**

| Modell Nr.                         | 1           |          | 2           |          | 2.1         |          | 2.2         |          | 2.3         |          |
|------------------------------------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|
| Arbeitsamtsbezirke                 | 171         |          | 166         |          | 166         |          | 166         |          | 166         |          |
| R-Quadrat                          | 0,396       |          | 0,459       |          | 0,441       |          | 0,461       |          | 0,397       |          |
| korrigiertes R-Quadrat             | 0,359       |          | 0,428       |          | 0,412       |          | 0,426       |          | 0,370       |          |
| erklärende Variable                | Koeffizient | T-Wert   | Koeffizient | T-Wert   | Koeffizient | T-Wert   | Koeffizient | T-Wert   | Koeffizient | T-Wert   |
| (Konstante)                        | 69,671      | 6,849**  | 88,314      | 8,757**  | 85,964      | 8,454**  | 89,897      | 8,682**  | 84,527      | 11,614** |
| OST (Dummy)                        | -           | -        | -14,268     | -2,299** | -           | -        | -14,758     | -2,359** | -6,404      | -1,201   |
| Einwohnerdichte                    | -0,003      | -1,690*  | -0,001      | -0,579   | -0,001      | -0,546   | -0,001      | -0,664   | -0,002      | -1,152   |
| Beschäftigtenanteil im III. Sektor | -0,254      | -2,018** | -0,130      | -1,377   | -0,130      | -1,358   | -0,133      | -1,401   | -0,268      | -2,121** |
| Unterbeschäftigungsquote JD 98     | -0,921      | -4,245** | -0,512      | -1,586   | -1,078      | -5,089** | -0,504      | -1,559   | -0,557      | -1,647   |
| Arbeitslosigkeitdauer              | -0,075      | -0,309   | -0,536      | -2,214** | -0,401      | -1,683*  | -0,508      | -2,064** | -0,663      | -2,706** |
| Einstellungsrate                   | 0,339       | 1,334    | -           | -        | -           | -        | -           | -        | 0,408       | 1,613    |
| Beschäftigungsentwicklung          | -1,006      | -1,424   | -0,958      | -1,476   | -1,101      | -1,680*  | -0,986      | -1,514   | -1,509      | -2,142** |
| Männeranteil                       | -0,012      | -0,158   | -0,228      | -2,576** | -0,137      | -1,713*  | -0,226      | -2,549** | -           | -        |
| Anteil der Älteren                 | 0,163       | 1,546    | 0,261       | 2,416**  | 0,137       | 1,441    | 0,296       | 2,480**  | -           | -        |
| Anteil der Schwerbehinderten       | 0,532       | 3,222**  | 0,414       | 2,593**  | 0,496       | 3,141**  | 0,413       | 2,584**  | -           | -        |
| Anteil der Langzeitarbeitslosen    | -0,043      | -0,757   | -           | -        | -           | -        | -0,038      | -0,696   | -           | -        |

Bei den Daten zu den Rahmenbedingungen handelt es sich jeweils um Jahresdurchschnittszahlen für das Jahr 1998. Die „Beschäftigungsentwicklung“ beschreibt die Veränderung der Beschäftigung von Juli 1997 bis Juni 1998. Die Kompositionsmerkmale beschreiben jeweils den Anteil der Zielgruppe an den Maßnahmeaustritten im untersuchten Zeitraum. Die Spalte „Koeffizient“ gibt jeweils den nicht standardisierten Regressionskoeffizienten wieder.

\*\* bedeutet Signifikanz  $\leq 0,05$ ; \* bedeutet  $0,05 < \text{Signifikanz} \leq 0,1$

Die Analyse basiert auf einer Totalerhebung aller deutschen Arbeitsamtsbezirke, wodurch Signifikanztests eine untergeordnete Bedeutung beizumessen ist. Dennoch können T-Werte Hinweise darauf liefern, ob die einbezogenen Variablen zur Güte des Modells beitragen oder ob ihre Elimination das Modell verbessern würde. Als Kenngröße eignet sich das „korrigierte R-Quadrat“, in das die Anzahl der erklärenden Variablen sowie die Anzahl der Beobachtungen einfließt, so dass sich bei geringerer Variablenzahl bessere Werte ergeben können.

Diese Überlegungen führten dazu, dass im Rahmen explorativer Datenanalysen – jeweils vom Grundmodell 1 ausgehend – weitere Erklärungsvariablen integriert wurden.<sup>32</sup> Die Ergebnisse sind zum Teil unerwartet und nicht immer konform mit theoretischen Annahmen.

Um der Frage nachzugehen, welche Bedeutung die Intensität des Einsatzes arbeitsmarktpolitischer Instrumente auf den regionalen Arbeitsmärkten hat, wurde die „Accommodation Rate“ als erklärende Variable in ein Modell aufgenommen. Es war zu erwarten, dass eine regional hohe Aktivität mit einer tendenziell niedrigeren Verbleibsquote einhergeht. Denn ABM soll gerade dort verstärkt eingesetzt werden, wo die geringe Nachfrage nach ungeförderter Arbeit besondere arbeitsmarktpolitische Aktivitäten nötig macht. Der Koeffizient dieser Kenngröße hat aber ein positives Vorzeichen und die Variable ist mit einem T-Wert von 0,496 nicht signifikant. Da die regionale Unterbeschäftigung als Bezugsgröße in die Accommodation Rate eingeht, muß davon ausgegangen werden, dass sich diese beiden Kenngrößen gegenseitig Erklärungskraft nehmen.

Ein weiteres Modell wurde mit der Variable „Dauer der Maßnahme“ geschätzt, da eine wesentliche Funktion von ABM ist, Arbeitslose wieder an den regulären Arbeitsmarkt heranzuführen und verwertbare Qualifikationen zu vermitteln. Somit ist ein positiver Zusammenhang von Maßnahmedauer und Wiedereingliederung zu vermuten, da in längeren Maßnahmen mehr Kenntnisse erworben und die individuelle Leistungsfähigkeit besser unter Beweis gestellt werden kann.<sup>33</sup> Bei der Integration der Variable in das Ausgangsmodell zeigte sich jedoch, dass der sich ergebende Koeffizient zum einen ein negatives Vorzeichen hatte und zum anderen nicht signifikant war (T-Wert: -1,292). Auch die Überprüfung anhand der bivariaten Korrelation von Verbleibsquote und Maßnahmedauer ergab einen nichtsignifikanten negativen Korrelationskoeffizienten. Dieses Ergebnis läuft den Erwartungen zuwider, könnte jedoch als Hinweis gedeutet werden, dass die Zielgruppenorientierung dahingehend ausgeprägt ist, dass Personen mit besonderen Eingliederungsschwierigkeiten länger an AB-Maßnahmen teilnehmen. Andererseits kann auch argumentiert werden, dass ABM-Teilnehmer zu einem gewissen Grad stigmatisiert sind und potentielle Arbeitgeber gerade bei längeren Maßnahmedauern zurückhaltend reagieren. Indes darf nicht außer acht gelassen werden, dass ABM wegen der unmittelbaren Entlastung des Arbeitsmarktes besonders in solchen Regionen über längere Zeiträume eingesetzt wird, in denen die Lage angespannt ist. Schon wegen der allgemeinen Rahmenbedingungen ist hier mit geringeren Verbleibsquoten zu rechnen.

Um zu überprüfen, welchen Einfluss Stellenangebote auf den Verbleib von ABM-Teilnehmern haben, wurde eine Kenngröße gebildet, die Offene Stellen in Bezug zur Zahl der Arbeitslosen setzt. Sie drückt die Dynamik am Arbeitsmarkt aus und damit auch die relative Wahrscheinlichkeit von Maßnahmeteilnehmern, in ungeförderter Beschäftigung eintreten zu können. Es ist zu erwarten, dass eine relativ große Zahl Offener Stellen den Verbleib von ABM-Teilnehmern begünstigt. Das positive Vorzeichen dieser Variable in der Modellschätzung bestätigt diese Annahme, der Koeffizient ist jedoch mit einem T-Wert von 0,661 nicht signifikant.

Die versuchsweise integrierten Variablen sind also nicht signifikant und theoretisch nicht zweifelsfrei zu fundieren. Sie werden daher nicht in die weitere Analyse integriert. Die näher untersuchten Modelle beschränken sich auf aussagekräftigere Variablen.

---

<sup>32</sup> Um die Übersichtlichkeit zu wahren, wurde auf die Darstellung der hier beschriebenen Modelle verzichtet.

<sup>33</sup> Bei der Interpretation dieser Variable ist zu beachten, dass Abbrecher zu einer geringeren durchschnittlichen Maßnahmedauer beitragen. Ein Grund für den Abbruch einer ABM dürfte insbesondere der Übergang in eine ungeförderter Beschäftigung sein.



Da das Grundmodell 1 eine noch unbefriedigende Varianzaufklärung liefert und nichtsignifikante Variablen die Güte des Modells beeinträchtigen können, wurde die Einstellungsrate und der Anteil der Langzeitarbeitslosen eliminiert. Im Gegenzug wurde jedoch eine Dummy-Variable für die neuen Bundesländer hinzugefügt. Die erste Modellschätzung unter Berücksichtigung dieser Variablen führte zu einer leichten Verschlechterung der Ergebnisse (R-Quadrat: 0,393; korrigiertes R-Quadrat: 0,359). Bemerkenswert ist insbesondere, dass der Dummy für die neuen Bundesländer bei Berücksichtigung der 171 Arbeitsamtsbezirke mit einem T-Wert von  $-1,336$  nicht signifikant ist. Dadurch werden die vorhergegangenen Überlegungen zur gemeinsamen Betrachtung der alten und der neuen Bundesländer untermauert.

Die Inspektion der Verbleibsquoten zeigt, dass einzelne Arbeitsamtsbezirke besonders stark vom Durchschnitt abweichen. Dies kann beispielsweise durch sehr geringe Austrittszahlen bedingt sein, da der einzelne (Miss-)Erfolg dann zu stark in die Quote eingeht. Daneben können auch reale Gegebenheiten in den Regionen zu außergewöhnlichen Werten führen.

Um den Einfluß und die Bedeutung solcher „Ausreißer“ zu beurteilen, wurden die Distanzmaße nach Mahalanobis und Cook ermittelt. Das erste Distanzmaß mißt die Abweichung eines Falles hinsichtlich der erklärenden Variablen vom Durchschnitt aller Beobachtungen.<sup>34</sup> Ein hoher Wert für ein Arbeitsamt signalisiert, dass dieser Bezirk hinsichtlich der erklärenden Variablen ungewöhnlich ist. Da eine große Abweichung allein das Modellergebnis nicht notwendigerweise stark beeinträchtigt, wurde zusätzlich das Distanzmaß nach Cook einbezogen. Es beschreibt den Einfluß einer Beobachtung auf die gesamte Schätzung.<sup>35</sup> Ein hoher Wert des Maßes deutet demnach auf Arbeitsamtsbezirke hin, die die gesamte Regressionsschätzung stark beeinflussen. Beide Distanzmaße wurden multiplikativ verknüpft; mit ihnen werden fünf Arbeitsamtsbezirke identifiziert, die in der Kombination aus Abweichung vom Mittelwert und Höhe des Einflusses die Güte des Regressionsmodells am stärksten beeinträchtigten. Zu diesen „besonders untypischen“ Regionen zählen Ludwigshafen, Berlin, Limburg, Helmstedt und Donauwörth.<sup>36</sup> Sie wurden für die weiteren Schätzungen eliminiert, so dass sich das in **Tabelle 2** dargestellte Modell 2 ergab.

Dieses Modell wurde auf die Einhaltung der Modellvoraussetzungen, insbesondere auf das Nichtvorliegen von Multikollinearität<sup>37</sup>, geprüft. Es stellt für die vorliegenden Daten und den untersuchten Austrittszeitraum den besten Lösungsansatz hinsichtlich des standardisierten Bestimmtheitsmaßes dar. Die integrierten Variablen liefern einen Erklärungsbeitrag von annähernd 46% an der Gesamtstreuung.

Die Interpretation der Regressionskoeffizienten bzw. der dazugehörigen T-Werte fördert teils erstaunliche Ergebnisse zu Tage. Das Hinzuziehen einer Dummy-Variable für die neuen Bundesländer hat zur Folge, dass die zuvor signifikante Variable „Unterbeschäftigungsquote“ ihre Signifikanz verliert. Hinsichtlich der Verteilung der Unterbeschäftigung ist der Arbeitsmarkt in der Bundesrepublik nach wie vor gespalten: In den neuen Bundesländern liegt diese Quote deutlich höher als in den alten Bundesländern. Die in Modell 2 eingefügte Dummy-Variable erfaßt das unterschiedliche Niveau und nimmt somit der Variable „Unterbeschäftigung“ Erklärungskraft. Deutlich wird dann aber, dass nach Aus-

---

<sup>34</sup> Vgl. Krzanowski (1988), S.234.

<sup>35</sup> Vgl. Fahrmeir/Hamerle/Tutz (1996), S. 117.

<sup>36</sup> Dass Berlin einen für die Bundesrepublik „untypischen“ Arbeitsamtsbezirk darstellt, verwundert nicht. Welche Ursachen in den anderen Regionen dazu führen, dass sie als Ausreißer zu bewerten sind, kann im Rahmen dieser Analyse nicht geklärt werden.

<sup>37</sup> Als Maß für die Stärke der Multikollinearität wurde der „Variance Inflation Factor“ herangezogen.

blendung der Ost-/Westunterschiede in der Unterbeschäftigung der regionale Arbeitsplatzmangel keine signifikanten Auswirkungen auf die Verbleibsquote von ABM-Teilnehmern hat, wengleich das negative Vorzeichen des Koeffizienten den Erwartungen entspricht.

Die Einwohnerdichte hat im Rahmen der Modellschätzung keinen signifikanten Einfluß auf die Verbleibsquote. Das negative Vorzeichen deutet jedoch darauf hin, dass in städtischen Regionen die Chancen, nach ABM in ungeforderte Beschäftigung zu wechseln, ungünstiger sind als in ländlichen dünner besiedelten. Ursächlich hierfür erscheint die in den städtischen Regionen besonders verfestigte Arbeitslosigkeit, d.h. trotz Dynamik am Arbeitsmarkt bleiben bestimmte Gruppen nachhaltig ausgeschlossen. Diese Überlegungen werden bestätigt, wenn die Variable „Einwohnerdichte“ mit der Variable „Dauer der Arbeitslosigkeit“ korreliert wird. Es ergibt sich ein signifikanter Koeffizient mit positivem Vorzeichen (0,482). Folglich ist die Wahrscheinlichkeit, aus Arbeitslosigkeit abzugehen, in Ballungsräumen geringer, da dort sowohl die durchschnittliche Dauer der Arbeitslosigkeit als auch die Zahl der Arbeitslosen höher liegt als in ländlichen Regionen. Diese Erkenntnis wird durch das negative Vorzeichen des Koeffizienten bei der Variablen „Beschäftigtenanteil im III. Sektor“ gestützt. Die Tertiarisierung ist besonders in städtischen Gebieten vorangeschritten, da dort industrienah und andere Dienstleistungen nachgefragt werden. Beispielsweise haben Banken, der Handel oder auch der öffentliche Sektor ihre Schwerpunkte tendenziell in Ballungsregionen. Somit haben ABM-Teilnehmer gerade dort geringere Chancen, aus Arbeitslosigkeit abzugehen, wo der Strukturwandel hin zu Dienstleistungen bereits weiter vollzogen ist.<sup>38</sup>

Es wurde bereits kurz auf das negative Vorzeichen des Koeffizienten der Variable „Arbeitslosigkeitsdauer“ Bezug genommen. Dieses Ergebnis verweist darauf, dass in Regionen, in denen die Arbeitslosigkeit verfestigt ist, ein relativ geringer Anteil der Maßnahmeteilnehmer aus Arbeitslosigkeit abgehen. Diese tautologische Erkenntnis impliziert jedoch arbeitsmarktpolitische Konsequenzen: So sollten diejenigen Arbeitslosen so früh wie möglich identifiziert werden, von denen anzunehmen ist, dass sie zu den Problemgruppen des Arbeitsmarktes zählen. Ziel eines solchen „Screenings“ ist, den Betroffenen bereits Hilfen zuteil werden zu lassen, bevor ihre zurückgelegte Arbeitslosigkeitsdauer ein zusätzliches Vermittlungshemmnis darstellt.

Zeigte sich in einem Arbeitsamtsbezirk die Entwicklung der Beschäftigung um einen Prozentpunkt besser als in einem anderen, so war das Verbleibsergebnis der ABM-Abgänger um rund einen Prozentpunkt schlechter. Dieses Ergebnis zur Erklärungsvariable „Beschäftigungsentwicklung“ war nicht zu erwarten und kann auch nicht abschließend interpretiert werden. Es war anzunehmen, dass eine Zunahme der Beschäftigung den Abgang aus Arbeitslosigkeit begünstigt. Diese Vermutung läßt sich durch eine bivariate Korrelationsanalyse untermauern: Es ergibt sich eine signifikant positive Korrelation (0,198) der Variablen „Verbleibsquote“ und „Beschäftigungsentwicklung“. Bei der Interpretation ist aber zu berücksichtigen, dass durch eine multivariate Analyse eine Vielzahl von Abhängigkeiten beschrieben werden, die durch eine bivariate Korrelation nicht abgebildet werden können. Auch die Ergebnisse der übrigen Regressionsmodelle deuten eher auf einen negativen Zusammenhang hin, der sich aber meist nicht auf statistisch signifikantem Niveau bewegt. Hier wird weiterer Forschungsbedarf deutlich, da zudem anzunehmen ist, dass die Teilnehmerkomposition für die Interpretation dieses

---

<sup>38</sup> Diese Interpretation des Koeffizienten wird zusätzlich durch die bivariate Korrelation der Variablen „Beschäftigtenanteil im III. Sektor“ und „Verbleibsquote“ gestützt: Der Korrelationskoeffizient beträgt -0,317 und ist auf dem Niveau von 0,01 signifikant.

Ergebnisses von besonderer Bedeutung ist und diese erst mit einem Zugang zu Individualdaten umfassend abgebildet werden kann.

Im nächsten Schritt sind diejenigen Variablen zu betrachten, die durch die örtliche Arbeitsverwaltung beeinflusst werden können. Zwar wird die Teilnehmerkomposition maßgeblich durch die Vorgaben des Gesetzes beeinflusst, dennoch verbleiben den lokalen Entscheidern Handlungsspielräume beim Einsatz der aktiven Arbeitsmarktpolitik.<sup>39</sup> Die hier gewonnenen Erkenntnisse liefern Hinweise, welche Teilnehmergruppen besonders günstige Verbleibsquoten erreichen.

Um die Geschlechterproportionen zu erfassen, wurde der Anteil der Männer in die Analyse einbezogen. Das negative Vorzeichen des Koeffizienten deutet darauf hin, dass Männer ungünstigere Aussichten haben, nach ABM in Beschäftigung zu wechseln als Frauen. Dieses Ergebnis muß jedoch vor dem Hintergrund gesehen werden, dass der Männeranteil gerade in altindustriellen Regionen besonders hoch ist und dass in diesen Sektoren nur verminderte Nachfrage nach Arbeit besteht. Zum anderen dürfte sich ein nicht zu vernachlässigender Anteil der Frauen, die nach ABM keine Beschäftigung gefunden haben, in die stille Reserve zurückziehen. Der Rückzug aus dem Kreis der Erwerbspersonen führt aber bei der gegenwärtigen Berechnung der Eingliederungsergebnisse zu einem „positiven“ Verbleib.

Die beiden verbleibenden Variablen „Anteil der Älteren“ und „Anteil der Schwerbehinderten“ beziehen sich jeweils auf die austretenden Maßnahmeteilnehmer. Die positiven Vorzeichen beider Koeffizienten erstaunen zunächst, da beide Merkmale auf besondere Probleme bei der Wiedereingliederung in den regulären Arbeitsmarkt hindeuten. Es muß jedoch bedacht werden, dass gerade diesen Gruppen besondere Hilfen zuteil werden. So können beispielsweise für Ältere besondere Eingliederungszuschüsse (§ 217ff SGB III) gewährt werden. Daneben könnten diese Gruppen auch in Folgemaßnahmen einmünden, die als „positiver“ Verbleib gewertet werden. Ein Teil aus der Gruppe der Älteren dürfte sich auch aus dem aktiven Erwerbsleben zurückziehen.

Das diskutierte Modell 2 erklärt rund 46% der Streuung. Dem ist gleichbedeutend, dass mehr als die Hälfte der Varianz der Verbleibsquoten nicht durch die in das Modell einbezogenen Variablen abgedeckt werden können. In diesen „Rest“ fließen alle übrigen Effekte ein. Diese Einflußfaktoren lassen sich fünf Gruppen zuordnen:

- (1) regionale Spezifika, die über die einbezogenen Variablen nicht erfaßt werden;
- (2) personelle Besonderheiten, die den Verbleib der Teilnehmer beeinflussen, ohne dass sie über die Kompositionsmerkmale Berücksichtigung finden;
- (3) Aktivitäten der Arbeitsverwaltung;
- (4) Zufälligkeiten;
- (5) Messfehler.

Die Ziffern (1) bis (3) beeinflussen die Schätzung systematisch, da sie relevante Variablen implizieren, die nicht berücksichtigt werden konnten. Im Rahmen einer Aggregatanalyse können derartige lokale Spezifika nur sehr begrenzt aufgegriffen werden. Aussagen hinsichtlich der Leistungen der jeweiligen Arbeitsverwaltung sind deshalb nur sehr eingeschränkt möglich. Eine besonders gute Verbleibsquote - ausgedrückt durch ein großes positives Residuum - kann möglicherweise als Hinweis

---

<sup>39</sup> So haben Deeke/Seifert (1981) und Schmid (1983) in empirischen Analysen den Zusammenhang von regionaler Arbeitsmarktsituation bzw. institutionellen Gegebenheiten und dem regionalen Einsatz von Arbeitsmarktpolitik untersucht.

darauf gewertet werden, dass ein an die jeweilige Arbeitsmarktsituation optimal angepaßter Maßnahmenmix umgesetzt wurde. Das Residuum könnte aber auch durch andere Faktoren oder Zufälligkeiten hervorgerufen worden sein.<sup>40</sup>

Ergänzend soll noch auf drei Abwandlungen des Modells 2 eingegangen werden. In Modell 2.1 (**Tabelle 2**) wurde die Dummy-Variable eliminiert. Im Ergebnis sinkt der Anteil der erklärten Varianz. Die Vorzeichen der Koeffizienten sind stabil. Besonders auffallend ist, dass der Beitrag der Erklärungsvariable „Unterbeschäftigungsquote“ signifikant wird, was nach den obigen Ausführungen wenig überrascht, da sich diese Variable und der Ost-West-Dummy gegenseitig Erklärungskraft nehmen.

Modell 2.2 weicht von Modell 2 dahingehend ab, dass der Anteil der Langzeitarbeitslosen an den Maßnahmeaustritten als Erklärungsvariable integriert wurde. Zwar steigt der Anteil der erklärten Varianz minimal, aber das korrigierte R-Quadrat nimmt ab, die Effizienz des Modells sinkt.<sup>41</sup> Das Vorzeichen des nichtsignifikanten Koeffizienten entspricht den Erwartungen, wonach die Verbleibsquote niedriger ausfällt, wenn der Anteil der Langzeitarbeitslosen höher ist.

In Modell 2.3 wurden nur die Rahmenbedingungen der regionalen Arbeitsmärkte berücksichtigt. Durch die Elimination der Kompositionsvariablen konnte gezeigt werden, dass die zur Clusterbildung herangezogenen Erklärungsvariablen rund 40% der Streuung der Residuen aufklären können. Dieser Wert impliziert, dass ein großer Teil des Erfolges von ABM durch die Situation auf den lokalen Arbeitsmärkten bedingt ist und sich der Arbeitsverwaltung nur geringe Möglichkeiten zur Beeinflussung der Verbleibsquote bieten. Die sich ergebenden Koeffizienten entsprechen in ihrem Vorzeichen denen des Modells 2 und wurden bereits interpretiert. Die Analyse der T-Werte zeigt, dass weder der Ost-Dummy noch die Unterbeschäftigungsquote signifikant sind. Folglich wird die regionale Verbleibsquote von ABM-Teilnehmern maßgeblich durch die durchschnittliche Dauer der Arbeitslosigkeit, aber auch durch den Tertiarisierungsgrad und die Beschäftigungsentwicklung beeinflusst.

Abschließend wurde noch eine Analyse vorgenommen, die inhaltlich dem Modell 2 entspricht, neue und alte Bundesländern jedoch getrennt untersucht. Die vorherigen Analysen verdeutlichten bereits die besondere Stellung Berlins. Deshalb wurde es in den Modellen der **Tabelle 3 (Seite 21)** weder den neuen noch den alten Bundesländern zugeordnet.

Das Modell 3.1 untersucht die Verbleibsquoten der Arbeitsamtsbezirke in den neuen Bundesländern. Im Hinblick auf die geringen Fallzahlen (34 Arbeitsamtsbezirke) und der Tatsache, dass alle in Modell 2 eliminierten Regionen im Westen lagen, wurde auf die Untersuchung der Distanzen verzichtet und alle Bezirke in die Regressionsschätzung einbezogen. Nur rund 28% der Varianz werden erklärt, das korrigierte R-Quadrat beträgt gar nur 0,048. Diese Kenngrößen verdeutlichen, dass das berechnete Modell für die neuen Bundesländer allein wenig geeignet ist, da weder ein großer Erklärungsbeitrag geliefert wird, noch die Schätzung effizient ist. Dies wird ebenso durch die geringe Zahl der Untersuchungseinheiten hervorgerufen, wie die Nichtsignifikanz verschiedener Koeffizienten.<sup>42</sup> Obwohl kaum

---

<sup>40</sup> Viele andere Faktoren beeinflussen den regionalen Arbeitsmarkt. So ist beispielsweise an Maßnahmen der Wirtschaftsförderung, an eine spezifische Unternehmensstruktur oder aber auch an außerökonomische Faktoren zu denken.

<sup>41</sup> Durch das Hinzuziehen zusätzlicher Erklärungsvariablen steigt der Anteil der erklärten Varianz. Um hohe Erklärungsanteile zu erzielen und aus Sorge den Fehler des „underfitting“ zu begehen, werden gerne alle denkbaren und verfügbaren Variablen einbezogen. Derartige Modelle werden auch als „kitchen sink models“ bezeichnet. Dieses Vorgehen führt zwar nicht zu verzerrten Schätzern, die Kleinst-Quadrat-Schätzung ist jedoch ineffizient. Vgl. Kmenta (1986), S.446ff.

<sup>42</sup> Auch Blaschke/Nagel (1999), S.198 haben auf die durch geringe Fallzahlen auftretende Statistikprobleme hingewiesen, die die Analyse der neuen Bundesländer erschweren.

Signifikanzen gegeben sind, verdienen die Koeffizienten besondere Aufmerksamkeit: Bei den Variablen Unterbeschäftigungsquote, Einwohnerdichte und Anteil der Männer wechselte das Vorzeichen. Insbesondere für die Unterbeschäftigungsquote ist dies unerwartet, da der jetzt positive Koeffizient aussagt, dass die Verbleibsquote<sup>43</sup> um 0,7% zunimmt, wenn die Unterbeschäftigung um ein Prozent steigt. Dies kann nur dadurch erklärt werden, dass in den neuen Bundesländern der Einsatz arbeitsmarktpolitischer Instrumente die Arbeitsnachfrage maßgeblich beeinflusst und dass gerade in Regionen mit erhöhtem Arbeitsplatzdefizit ein bedeutsamer Teil der ABM-Teilnehmer in andere Maßnahmen übertritt. Auch für den Männeranteil zeigt sich ein gegensätzliches Bild zur gesamten Bundesrepublik. In den neuen Bundesländern ist die Verbleibsquote tendenziell günstiger, wenn der Anteil der Männer zunimmt.

Tabelle 3

### Multiple Regression der Verbleibsquoten für ABM-Teilnehmer des Austrittszeitraumes 10.98 bis 03.99

| Modell Nr.                         | 3.1<br>neue Bundesländer<br>(ohne Berlin) |          | 3.2<br>alte Bundesländer<br>(ohne Berlin) |         |
|------------------------------------|---|----------|---|---------|
|                                    | Koeffizient                               | T-Wert   | Koeffizient                               | T-Wert  |
| Arbeitsamtsbezirke                 | 34  |          | 136                                       |         |
| R-Quadrat                          | 0,279                                     |          | 0,286                                     |         |
| korrigiertes R-Quadrat             | 0,048                                     |          | 0,241                                     |         |
| erklärende Variable                | Koeffizient                               | T-Wert   | Koeffizient                               | T-Wert  |
| (Konstante)                        | 55,693                                    | 1,957*   | 66,380                                    | 6,058** |
| Einwohnerdichte                    | 0,011                                     | 1,081    | -0,003                                    | -1,389  |
| Beschäftigtenanteil im III. Sektor | -0,246                                    | -1,166   | -0,098                                    | -0,870  |
| Unterbeschäftigungsquote JD 98     | 0,690                                     | 1,267    | -0,824                                    | -1,801* |
| Arbeitslosigkeitsdauer             | -1,177                                    | -2,092** | -0,065                                    | -0,224  |
| Beschäftigungsentwicklung          | -0,968                                    | -0,920   | -0,707                                    | -0,767  |
| Männeranteil                       | 0,181                                     | 0,650    | -0,087                                    | -0,914  |
| Anteil der Älteren                 | 0,007                                     | -0,031   | 0,273                                     | 2,163** |
| Anteil der Schwerbehinderten       | 1,005                                     | 1,114    | 0,490                                     | 2,694** |

Für Westdeutschland (Modell 3.2) bestätigen sich im wesentlichen die Ergebnisse, die bei der Analyse für die gesamte Bundesrepublik gefunden wurden. Der Erklärungsanteil des Modells sinkt auf knapp 29% der Streuung. Der Unterschied von R-Quadrat zum korrigierten R-Quadrat (0,241) ist nicht besonders groß, woraus sich ableiten läßt, dass die Schätzung trotz der geringeren Fallzahlen<sup>44</sup> effizient ist. Einige Koeffizienten verlieren ihre Signifikanz, die Vorzeichen bleiben jedoch stabil und können so interpretiert werden, wie dies im Rahmen des Modells 2 geschehen ist.

<sup>43</sup> Hier sei nochmals ins Gedächtnis gerufen, dass die „Verbleibsquote“ lediglich „Nicht-Arbeitslosigkeit“ umschreibt.

<sup>44</sup> Von den 141 West-Arbeitsamtsbezirken konnten 136 berücksichtigt werden. Fünf wurden wegen zu geringer Austrittszahlen eliminiert. Auf eine Distanzanalyse wurde wegen der ohnehin geringen Fallzahl verzichtet.

### 5.3 Exkurs: Die veröffentlichten Verbleibsquoten

Zum Vergleich soll hier noch ein Modell vorgestellt werden, das die gleichen erklärenden Variablen aufnimmt, wie das oben dargestellte Modell 2. Es unterscheidet sich jedoch in der Datengrundlage: Der betrachtete Austrittszeitraum umfaßt die Monate Oktober bis Dezember 1998 und entspricht damit den durch die Bundesanstalt für Arbeit veröffentlichten Daten zu den Eingliederungsbilanzen 1998.<sup>45</sup> Der Frist von sechs Monaten folgend, ergibt sich ein erfaßter Verbleibszeitraum von April bis Juni 1999. Die Halbierung des Austrittszeitraumes – gegenüber dem bisherigen - führt dazu, dass die Austrittszahlen kleiner sind und sich somit größere Schwankungen in den Verbleibsquoten ergeben. Diese werden durch das relativ höhere Gewicht einzelner Werte bei geringer Grundgesamtheit hervorgerufen. Daneben mußten weitere Arbeitsamtsbezirke aus der Analyse herausgenommen werden, da sich ihre Austrittszahlen auf weniger als 10 beliefen. Dies waren, neben den bereits in Kapitel 3.1 erwähnten, die Bezirke Waiblingen, Ludwigshafen und Pforzheim.

Außer der abhängigen Variablen wurden keine Änderungen vorgenommen: Die erklärenden Variablen wurden konstant gehalten und auch der Ausschluß extremer Werte anhand der Distanzmaße nach Mahalonobis und Cook wurde vorgenommen.<sup>46</sup> Insgesamt konnten noch 163 Arbeitsamtsbezirke in die Analyse einbezogen werden.

Die sich ergebende Regressionsschätzung ist in **Tabelle 4** dargestellt.

Tabelle 4

#### Multiple Regression der ABM-Verbleibsquoten des Austrittszeitraumes 10.98 bis 12.98

|                           |             |         |
|---------------------------|-------------|---------|
| R-Quadrat                 | 0,389       |         |
| korrigiertes R-Quadrat    | 0,353       |         |
| erklärende Variable       | Koeffizient | T-Wert  |
| (Konstante)               | 72,338      | 6,703** |
| OST (Dummy)               | -12,375     | -1,911* |
| Einwohnerdichte           | -0,003      | -1,791* |
| Anteil III. Sektor        | -0,062      | -0,582  |
| Unterbeschäftigungsquote  | -0,476      | -1,306  |
| Arbeitslosigkeitsdauer    | -0,332      | -1,299  |
| Beschäftigungsentwicklung | -0,463      | -0,660  |
| Männeranteil              | -0,133      | -1,602  |
| Anteil der Älteren        | 0,260       | 2,537** |
| Schwerbehindertenanteil   | 0,421       | 2,371** |

Zunächst ist auffallend, dass der Erklärungsbeitrag des Modells bei rund 39 % liegt und damit niedriger ausfällt als in dem oben dargestellten Modell 2. Ursache hierfür kann die um drei Ämter geringere Beobachtungszahl sein, das Schwankungsproblem aufgrund geringerer Austrittszahlen dürfte das Mo-

<sup>45</sup> Vgl. Bundesanstalt für Arbeit (1999a).

<sup>46</sup> Bei dieser Modellschätzung ergaben sich für die Ämter Darmstadt, München, Neuwied, Limburg und Berlin die höchsten Distanzwerte. Auch für diesen Betrachtungszeitraum wird die besondere Stellung Berlins deutlich.

dell jedoch stärker beeinträchtigen. Dieser Erklärungsansatz wird durch die Analyse der Signifikanzen gestützt. Es zeigt sich, dass die „Irrtumswahrscheinlichkeiten“ zunehmen, d.h. auf Basis der untersuchten Niveaus von 5% bzw. 10% konnten die Variablen Arbeitslosigkeitsdauer und Männeranteil nicht mehr als signifikant eingestuft werden. Dennoch ist zu verzeichnen, dass die Vorzeichen der einzelnen Regressionskoeffizienten unverändert geblieben sind, so dass sich eine weitergehende Interpretation der Ergebnisse erübrigt und auf die obigen Ausführungen verwiesen werden kann.

Insgesamt wird deutlich, dass die Analyseergebnisse des Modells 2 mit dem doppelt so langen Betrachtungszeitraum in der Tendenz für die „offiziellen“ Zahlen zur Eingliederungsbilanz 1998 zu bestätigen sind, wengleich Unsicherheiten aufgrund der geringeren Austrittszahlen zunehmen.

## 6. Zusammenfassender Ausblick

Ziel der vorliegenden Analyse war es, festzustellen, inwieweit die Verbleibsquote von Teilnehmern an Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen durch die regionalen Rahmenbedingungen und die Teilnehmerkomposition determiniert ist. Aus dem Ergebnis können gleichzeitig Einschätzungen abgeleitet werden, welchen Einfluß andere – nicht als erklärende Variablen einbezogene – Faktoren auf die Wiedereingliederung von ABM-Teilnehmern haben. Hierzu wurde die Methode der multiplen Regressionsanalyse herangezogen. Als abhängige Variable ging die im Rahmen der Eingliederungsbilanz von den Arbeitsämtern zu ermittelnde regionale Verbleibsquote in die Regressionsanalyse ein. Um die Datenqualität zu steigern, wurde auf einen längeren Betrachtungszeitraum zurückgegriffen, als es in der ersten Veröffentlichung der Bundesanstalt möglich war.

Es wurden mehrere Modellschätzungen mit unterschiedlichen Variablen durchgeführt. Das hier favorisierte Modell konnte rund 46% der Varianz erklären und berücksichtigte 9 erklärende Variablen, deren Einfluß innerhalb des Modells weitgehend den Erwartungen entsprach.<sup>47</sup> Einzig das Vorzeichen der „Beschäftigungsentwicklung“ geht dagegen: Es impliziert, dass bei Zunahme der Beschäftigung die Verbleibsquoten abnehmen. Dieses Ergebnis konnte nicht abschließend interpretiert und erklärt werden.

Bei der Bewertung der hier vorgelegten Ergebnisse sind zudem zwei wesentlichen Einschränkungen zu beachten:

- a) Es können anhand der Eingliederungsbilanz nur die relativen Leistungen in den Arbeitsamtsbezirken betrachtet werden. Zwar ermöglicht die Analyse der Residuen, eine Rangfolge der Ämter hinsichtlich ihrer Abweichungen vom Erwartungswert aufzustellen. Eine dezidierte Aussage über den Erfolg ist dagegen nicht möglich. Von daher scheint eine Längsschnittbetrachtung angezeigt, um die Entwicklung des einzelnen Amtes beobachten zu können.<sup>48</sup>

---

<sup>47</sup> An dieser Stelle sei nochmals auf die Ergebnisse der Untersuchung von Blaschke und Nagel hingewiesen, die in ihren Modellschätzungen zum Verbleib von FuU-Teilnehmern Varianzaufklärungen von bis zu 65% erzielten. Dieser Vergleich verdeutlicht, dass der Erfolg von Fortbildung und Umschulung stärker durch die Teilnehmerkomposition und die Rahmenbedingungen des Arbeitsmarktes determiniert wird, als es für Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen der Fall ist. Andererseits waren hier Teilnehmermerkmale nicht verfügbar, die in den Modellen von Blaschke und Nagel eine wesentliche Bedeutung hatten (z.B. Aussiedleranteil). Die unterschiedlichen Einflußfaktoren auf den Verbleib von FuU- bzw. ABM-Teilnehmern verdienen in weiteren Untersuchungen Aufmerksamkeit.

<sup>48</sup> Vgl. Brinkmann (1999), S.11.

b) Bei den ausgewiesenen Verbleibsquoten handelt es sich um Bruttoergebnisse. Sie weichen von den Nettoeffekten dahingehend ab, dass auch diejenigen Personen einbezogen werden, die ohne Förderung ebenso aus Arbeitslosigkeit abgegangen wären.<sup>49</sup> Nur der Nettoeffekt aber liefert Aufschluss über die Wirksamkeit der Förderung auf der Mikroebene. Betrachtungen über den Nettonutzen von ABM auf der Makroebene können nicht angestellt werden, da Substitutionseffekte ebenso ausgeblendet bleiben, wie Effekte, die von der Kosten- bzw. Finanzierungsseite herrühren.

Insgesamt verweisen die Ergebnisse aus den Modellschätzungen noch auf einen Anteil von mehr als der Hälfte nicht erklärter Varianz. Dem ist gleichbedeutend, dass die regionale Verbleibsquote zu über 50% nicht durch die einbezogenen 9 Variablen erklärt wird. Eine Analyse der sich ergebenden Residuen macht deutlich, dass die Verbleibsquoten noch maßgeblich durch andere Faktoren beeinflusst werden. Die Spannweite der Residuen umfasst  $-22,35$  bis  $26,30$ . Das bedeutet, dass der Verbleib des „besten“ Arbeitsamtes um 26 Prozentpunkte über und der des „schlechtesten“ Amtes um 22 Prozentpunkte unter dem Wert lag, der nach den jeweiligen Rahmenbedingungen und der Komposition zu erwarten gewesen wäre. Welche anderen Faktoren könnten dann besonders gute oder auch besonders schlechte Eingliederungsergebnisse beeinflusst haben?

Zur Beantwortung der Frage bedarf es eines erweiterten Theorieverständnisses, das durch einen verbesserten Zugang zu relevanten Daten zu untermauern wäre.<sup>50</sup> In Frage kämen:

- die Personalausstattung in den Ämtern;  
Die Zahl der zu betreuenden Arbeitslosen pro Mitarbeiter in der Arbeitsvermittlung hat Einfluss sowohl auf die Auswahl der Maßnahmeteilnehmer als auch auf die Matching-Bemühungen nach Beendigung der ABM.<sup>51</sup>
- das „Screening“;  
Um Arbeitslose davor zu bewahren, langzeitarbeitslos zu werden, sollte bei gefährdeten Personen frühzeitige Prävention einsetzen.<sup>52</sup> Inwieweit bereits heute ein derartiges Screening stattfindet – ohne institutionalisiert zu sein – wäre für die Beurteilung der Verbleibsquote bedeutsam.
- das „Creaming“  
Creaming beschreibt die Tendenz, vorrangig Personen mit günstigen Prognosen hinsichtlich der Arbeitsmarktintegration in Maßnahmen zu vermitteln, um möglichst positive Eingliederungsergebnisse zu erzielen. Spielräume hierfür ergeben sich dadurch, dass sich die jeweiligen Eignungen auch innerhalb einer (in der Eingliederungsbilanz erfaßten) statistischen Kategorie unterscheiden.<sup>53</sup>
- die regionale Trägerlandschaft;  
Zwar werden die Träger von AB-Maßnahmen durch die lokalen Arbeitsämter ausgewählt, so dass ein Mindeststandard sichergestellt ist. Dennoch ist davon auszugehen, dass sich die Träger hinsichtlich ihrer Qualität oder hinsichtlich der Präferenzen bezüglich bestimmter Maßnahmetypen unterscheiden.

<sup>49</sup> Vgl. Brinkmann (1999), S.10.

<sup>50</sup> Vgl. zum folgenden auch Blaschke/Nagel (1999), S.200f.

<sup>51</sup> In OECD (1996), S.33ff wird die Zahl der Mitarbeiter als Indikator für die jeweilige Arbeitsbelastung („workload“) herangezogen.

<sup>52</sup> Vgl. Rudolph (1998), S.7f.

<sup>53</sup> Blaschke/Nagel (1999), S.200 verweisen darauf, dass §7 Abs.2 SGB III Creaming sogar explizit verlangt.



- die Interaktion und Kooperation mit den Kommunen;  
Gerade für den Bereich ABM ist die Zusammenarbeit mit kommunalen Sozialbehörden bedeutsam, da sich der betreute Personenkreis überschneidet. So kann beispielsweise der Anteil an Sozialhilfeempfängern einen Einfluß auf die Arbeitsmarktpolitik haben, wenn Kommunen bestrebt sind, ihre Haushalte zu entlasten.<sup>54</sup>
- der Maßnahmemix und die Interdependenzen mit anderen Instrumenten;  
Die Untersuchung beschränkte sich auf ein Instrument aus dem vielschichtigen Kanon arbeitsmarktpolitischer Eingriffe. Unklar bleibt jedoch, wie sich die Wirkung der Instrumente im Zusammenspiel darstellt, ob sich verschiedene Maßnahmen gegenseitig begünstigen oder beeinträchtigen. Zur Klärung derartiger Fragen sollte in weiteren Analysen beispielsweise die Teilnehmerzahl anderer arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen als erklärende Variable von ABM einbezogen werden.

Die Betrachtung potentieller regionaler Einflußfaktoren kann nicht abschließend geschehen. Zudem ist es nicht möglich, in einer Untersuchung auf Aggregatdatenbasis alle regionalen Spezifika zu berücksichtigen. Diese können oftmals nur vor Ort oder im Rahmen einer dezidierten Regionalanalyse erfaßt werden.<sup>55</sup>

Das Instrument der Eingliederungsbilanz ist ein erster Schritt in die richtige Richtung. Die vorliegende Untersuchung wurde bereits kurz nach Erscheinen der ersten Eingliederungsbilanz begonnen, so dass gewisse „Kinderkrankheiten“ – wie der kurze Betrachtungszeitraum - noch nicht ausgeräumt waren. Auch in folgenden Analysen wird noch mit Einschränkungen zu rechnen sein. Ungeachtet dessen sollten die Bestrebungen verstärkt werden, sowohl den Informationsgehalt der Eingliederungsbilanz zu erhöhen, als auch Möglichkeiten zu eröffnen, regionale Eingliederungsquoten zusätzlich anhand von Individualdaten zu untersuchen.

---

<sup>54</sup> Vgl. Büttner/Prey (1998), S.405, die darauf hinweisen, dass Kommunen darauf hinwirken könnten, vorrangig Sozialhilfeempfänger in arbeitsmarktpolitische Maßnahme aufzunehmen, um damit ihre Ausgaben für Sozialhilfe zu senken.

<sup>55</sup> Eine solche Regionalanalyse muß alle regionalen Besonderheiten berücksichtigen. Dazu zählen neben den in der ökonomischen Theorie üblichen auch sogenannte weiche, außerökonomische Faktoren, wie beispielsweise Glauben, Werte oder Leitfiguren des Wirtschaftslebens. Ein Beispiel für die Analyse eines Arbeitsmarktes liefern Blien/Friedrich (1993). Zur Bedeutung außerökonomischer Faktoren vgl. Grüske/Lohmeyer (1990).

## Literaturverzeichnis

- Auer, Peter; Kruppe, Thomas (1996):* Monitoring of Labour Market Policy in the EU Member States, Berlin. (hrsg. vom Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (Discussion Papers FS I 96-202)).
- Blaschke, Dieter; Nagel, Elisabeth (1999):* Statistische Explorationen im Vorfeld der Eingliederungsbilanz - Monitoring der Verbleibsquote. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 32. Jg., H. 2, S. 185-202.
- Blaschke, Dieter; Plath, Hans-Eberhard; Nagel, Elisabeth (1992):* Konzepte und Probleme der Evaluation aktiver Arbeitsmarktpolitik am Beispiel Fortbildung und Umschulung. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 25. Jg., H. 3, S. 381-405.
- Blien, Uwe (1998):* Die regionale Mittelverwendung für die aktive Arbeitsmarktpolitik - Politikberatung des IAB für Zwecke der Maßnahmesteuerung. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 31. Jg., H. 4, S. 674-689.
- Blien, Uwe; Friedrich, Hedwig (1993):* Krisenhafte Entwicklungstendenzen des Arbeitsmarktes Schweinfurt - Erste Ergebnisse einer exemplarischen Analyse, Nürnberg. (IAB-Werkstattbericht Nr.16 vom 4.8.1993).
- Brinkmann, Christian (1999):* Zielcontrolling und Evaluation im Rahmen der Arbeitsförderung, Nürnberg. (IAB-Werkstattbericht Nr.2 / 5.2.1999).
- Bundesanstalt für Arbeit (Hrsg.) (1999a):* Daten zu den Eingliederungsbilanzen 1998 - Sondernummer der Amtlichen Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit, Nürnberg.
- Bundesanstalt für Arbeit (Hrsg.) (1999b):* Eingliederungsbilanz nach §11 SGB III. Dienstblatt-Runderlaß 3/99 vom 18. Januar 1999.
- Buttler, Friedrich; Emmerich, Knut (1995):* Kosten und Nutzen aktiver Arbeitsmarktpolitik im ostdeutschen Transformationsprozeß. Aus: Gutmann, Gernot (Hrsg.): Die Wettbewerbsfähigkeit der ostdeutschen Wirtschaft - Ausgangslage, Handlungserfordernisse, Perspektiven, Berlin. S. 61-94.
- Büttner, Thiess; Prey, Hedwig (1998):* Does Active Labour-Market Policy Affect Structural Unemployment - An Empirical Investigation for West German Regions, 1986 to 1993. In: Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaft (ZWS), 118. Jg., H. 3, S. 389-413.
- Calmfors, Lars; Skedinger, Per (1995):* Does Active Labour-market Policy Increase Employment? Theoretical Consideration and Some Empirical Evidence from Sweden. In: Oxford Review of Economic Policy, 11. Jg., H. 1, S. 91-109.
- Deeke, Axel; Seifert, Hartmut (1981):* Lokale Arbeitsmarktpolitik - Zum Problem von Handlungsspielräumen und Gestaltungsmöglichkeiten. In: WSI Mitteilungen, 34. Jg., H. 3, S. 165-179.
- Fahrmeir, Ludwig; Hamerle, Alfred; Tutz, Gerhard (1996):* Multivariate statistische Verfahren, Berlin, New York.
- Grüske, Karl-Dieter; Lohmeyer, Jürgen (1990):* Außerökonomische Faktoren und Beschäftigung - Eine Fallstudie für die Arbeitsamtsbezirke Leer und Balingen, Gütersloh.

- Hirschenauer, Franziska (1999):* Clusteranalytische Typisierung der west- und ostdeutschen Arbeitsamtsbezirke zur vergleichenden Betrachtung regionaler Eingliederungsbilanzen. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 32. Jg., H. 2, S. 169-184.
- Kmenta, Jan (1986):* Elements of Econometrics, New York, London.
- Krzanowski, Wojtek J. (1988):* Principles of Multivariate Analysis - A User's Perspective, Oxford.
- Mertens, Dieter; Reyher, Lutz; Kühl, Jürgen (1988):* Ziele und Möglichkeiten von Wirkungsanalysen. Aus: Mertens, Dieter (Hrsg.): Konzepte der Arbeitsmarkt und Berufsforschung - Eine Forschungsinventur des IAB, Nürnberg. (Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 70) S. 341-359.
- OECD (Hrsg.) (1996):* The Public Employment Service, Paris.
- Rudolph, Helmut (1998):* Risiko von Langzeitarbeitslosigkeit frühzeitig erkennen - Berechnung der Verbleibswahrscheinlichkeit von Arbeitslosen, Nürnberg. (IAB-Werkstattbericht Nr.14 / 19.11.98).
- Schmid, Günther (1983):* Handlungsspielräume der Arbeitsämter beim Einsatz aktiver Arbeitsmarktpolitik: Theoretische und empirische Evidenz institutioneller Handlungsbedingungen. Aus: Scharpf, Fritz W.; Brockmann, Marlene (Hrsg.): Institutionelle Bedingungen der Arbeitsmarkt- und Beschäftigungspolitik Frankfurt/New York. S. 135-165.
- Voß-Gundlach, Christiane (1997):* Mehr Möglichkeiten und Verantwortung für die Arbeitsämter. In: Bundesarbeitsblatt, o. Jg., H. 7-8, S. 22-25.